

Les firmes canadiennes répondent-elles aux incitations fiscales à la recherche-développement?

Marcel Dagenais, Pierre Mohnen et Pierre Therrien

Volume 80, numéro 2-3, juin-septembre 2004

Hommage à Marcel Dagenais

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/011385ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/011385ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Dagenais, M., Mohnen, P. & Therrien, P. (2004). Les firmes canadiennes répondent-elles aux incitations fiscales à la recherche-développement? *L'Actualité économique*, 80(2-3), 175-205. <https://doi.org/10.7202/011385ar>

LES FIRMES CANADIENNES RÉPONDENT-ELLES AUX INCITATIONS FISCALES À LA RECHERCHE-DÉVELOPPEMENT?*

Marcel DAGENAI

Pierre MOHNEN

Université de Maastricht

MERIT

et *CIRANO*

Pierre THERRIEN

Industrie Canada

Cet article est une version condensée et légèrement révisée du cahier de recherche que nous avons écrit conjointement (Dagenais *et al.*, 1997). Nous avons commencé à réviser ce papier dans le but de vérifier la robustesse de nos résultats, en estimant la relation entre la R-D et les incitations fiscales par une méthode d'appariement, quand Marcel Dagenais nous a malheureusement quittés. Nous espérons que les quelques modifications que nous avons apportées à la version précédente de cet article garde la marque de perfection qui a toujours caractérisé ses travaux.

INTRODUCTION

Un grand nombre d'études empiriques ont montré que la recherche-développement a un taux de rendement privé supérieur au taux de rendement normal et un taux de rendement social encore plus élevé. Ces deux constatations suggèrent que les pouvoirs publics ont intérêt à encourager la recherche-développement (R-D). Dans ce but, les gouvernements se sont dotés de mesures fiscales visant à encourager les firmes à faire de la R-D. Les montants impliqués dans les incitatifs fiscaux ne sont pas négligeables. Au Canada, en 1992, les demandes de crédits d'impôt fédéraux à la recherche-développement (sans compter les crédits d'impôt provinciaux) se chiffraient à 1,1 milliard de dollars, représentant à peu près 20 % des dépenses de R-D de la part des entreprises canadiennes¹.

* Cette étude fut financée par le Conseil de la Science et de la Technologie du Québec, CIRANO, CRDE, CRSH, CRSNG et la Chaire Jarislowsky. Les conclusions de cette étude n'engagent que les auteurs. Elles ne représentent pas nécessairement les vues du Conseil de la Science et de la Technologie du Québec. Nous tenons à remercier Brian Fields, Daniel Lebeau, Tobias Müller et Alain Trognon pour leurs suggestions et commentaires.

1. Source : Revenu Canada, Services statistiques et Statistique Canada, cat. 88-202.

Est-ce que ces dépenses fiscales consenties pour favoriser la recherche privée valent vraiment l'argent du contribuable? La question est d'autant plus épineuse pour le Canada que ce dernier est un des pays de l'OCDE avec le plus faible ratio R-D/PIB, alors que les gouvernements fédéral et provinciaux du Canada sont parmi les plus généreux en matière d'incitations fiscales à la R-D². L'objectif de cette étude est de vérifier si les firmes canadiennes réagissent à ces incitations et de combien. Plusieurs études ont été menées pour répondre à cette question et les résultats sont mitigés. Nous réexaminons la question à partir des données de firmes canadiennes tirées de la banque de données Compustat. Les données individuelles sont d'autant plus appropriées pour aborder la question que les incitations fiscales varient entre firmes nous permettant ainsi de tenir compte de la capacité des firmes à pouvoir bénéficier ou non des incitatifs fiscaux.

Dans la section suivante, nous présentons le cadre fiscal canadien en matière de R-D. La deuxième section brosse un résumé des résultats obtenus à date dans la littérature. Dans la section 3, nous décrivons les données qui sous-tendent notre étude. Dans la section 4, nous présentons notre spécification économétrique et dans la section 5 les résultats d'estimation. Dans la section 6, nous discutons des limites de notre analyse. Nous concluons dans la dernière section en présentant la portée pratique de nos résultats. La liste des industries auxquelles appartiennent les entreprises de notre échantillon, les définitions et les sources de nos données, la mesure de l'indice d'incitation fiscale et quelques tableaux descriptifs de nos données sont présentés en annexe.

1. CONSTRUCTION D'UN INDICE D'INCITATION FISCALE À LA R-D

Au cours des années, maintes formes de soutien fiscal à la recherche scientifique et au développement expérimental (RD&SE), à la R-D pour simplifier, ont été introduites au Canada : la déduction immédiate des dépenses de R-D, les crédits d'impôt provinciaux et fédéraux, le crédit d'impôt sur la recherche incrémentale, le remboursement partiel ou les reports prospectifs et rétropectifs des crédits d'impôt inutilisés, les transferts de crédits d'impôt à des partenaires associés, et bien d'autres. Ces mesures incitatives varient selon la région où se fait la recherche, la taille de l'entreprise, l'année et la capacité de la firme à les utiliser.

Résumons en quelques mots l'évolution des incitations fiscales canadiennes à la R-D. Au niveau fédéral, la déductibilité des dépenses de R-D a toujours fait partie du décor avec quelques nuances quant à la définition de la R-D déductible. Depuis le milieu des années soixante-dix, le crédit d'impôt à la recherche est

2. Le Canada est un des pays les plus généreux en matière d'incitation fiscale à la R-D. Par exemple, pour 1993-1994, Warda (1994) calcule (sous certaines hypothèses) un indice B , qui mesure la valeur présente des revenus avant impôt nécessaires pour récupérer le coût net d'un dollar de R-D, de 0,691 pour la Canada, 0,893 pour les États-Unis, 0,910 pour la France, 1,00 pour le Japon et le Royaume-Uni et 1,057 pour l'Allemagne. Parmi les provinces du Canada, le Québec présente l'indice le plus favorable à la recherche. Le classement relatif des pays mentionnés ci-dessus était encore le même en 1998 (Warda, 1999).

largement utilisé et a été plusieurs fois élargi. Le crédit d'impôt à la recherche incrémentale est également en application depuis le début des années soixante. Il fut abandonné en 1983, quand fut introduit le crédit d'impôt à la recherche scientifique transférable à des investisseurs. Cette règle donna lieu à des abus et fut abrogée deux ans plus tard pour faire place davantage à un mécanisme de remboursement partiel et à des formules de report prospectif des crédits non utilisés. Presque toutes les provinces canadiennes (l'Alberta et l'Île-du-Prince-Édouard sont les deux exceptions) ont depuis quelques années introduit leurs propres taux de crédit d'impôt sur le niveau ou l'accroissement de R-D, qui diminuent ou non les crédits d'impôt éligibles au fédéral³.

Nous avons construit un indice d'incitation fiscale à la recherche, où nous avons inclus toutes les mesures possibles que nous pouvions quantifier. Il reste que certaines mesures incitatives n'ont pas pu être prises en compte par manque de données disponibles, telles que le traitement accéléré des crédits d'impôt annoncé en 1988, le traitement différentiel des dépenses de R-D effectuées à l'étranger, la réduction des crédits d'impôt en raison d'aide gouvernementale ou de paiements contractuels ou le différentiel de crédits d'impôt liés à certains types de R-D comme la recherche de base, la recherche en consortium ou la recherche environnementale⁴. Cet indice, qui correspond à l'indice *B* de McFetridge et Warda (1983), est défini comme le coût net d'un dollar de dépense de R-D, après déduction de toute la gamme d'incitations fiscales quantifiables à la R-D, relatif au revenu net d'un dollar de recette. Par exemple, si la R-D est entièrement déductible des revenus imposables, et si le taux d'imposition corporatif est de 50 %, un dollar de R-D coûte effectivement 0,50 \$. Un dollar de bénéfice de vente rapporte après taxe également 0,50 \$. L'indice d'incitation fiscale à la recherche est donc de 1 : il faut un dollar de bénéfice avant taxe pour récupérer le coût d'investissement de la recherche. Si le taux de crédit d'impôt est de 20 % et si la proportion de la R-D déductible d'impôt est réduite du montant de ce crédit, le coût effectif d'un dollar de R-D baisse à 0,40 \$, ce qui rapporté à un taux de bénéfice après taxe de 50 % correspond à un indice d'incitation fiscale de 0,8. La formule que nous avons utilisée pour calculer l'indice global d'incitation fiscale à la R-D est présentée à l'annexe 3.

3. Pour de plus amples renseignements sur l'historique des incitations fiscales à la R-D au Canada, nous renvoyons le lecteur aux sources suivantes dont nous avons tiré les informations sur les règles et les paramètres fiscaux : McFetridge et Warda (1983), Conseil de la science et de la technologie (1988), Warda (1990, 1994, 1999), Clark *et al.* (1993), Department of Finance and Revenue Canada (1994), Doern (1995), Deloitte & Touche (1995). Les taux de taxation corporatifs par province sont tirés de Williamson et Lahmer (1982, 1986, 1992), Sweeney et Robertson (1989), Lord et Gagné (1989). Il est à noter que seulement le Québec, l'Ontario, la Nouvelle-Écosse et le Manitoba avaient leurs propres taux de crédit d'impôt à la R-D durant la période 1975-1992 que nous examinons.

4. Les crédits d'impôt à la R-D basés sur les salaires, que nous prenons en compte, représentent cependant la plus grande partie des crédits d'impôt à la recherche. Au Québec, en 1994, ils représentaient quelque 83 % du total.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Pour déterminer l'efficacité des incitations fiscales à la R-D, il faudrait idéalement procéder à une analyse coût-bénéfice, c'est-à-dire comparer le coût social d'un prélèvement additionnel de taxe, ou d'un redéploiement de taxe d'un volet fiscal à un autre, au bénéfice social de la R-D additionnelle engendrée par l'incitation fiscale. Une telle analyse nécessite une information détaillée sur l'utilisation alternative des taxes allouées à la R-D et des bénéfices ainsi sacrifiés, de même que la connaissance de toutes les retombées indirectes de la recherche et des coûts administratifs d'une politique de soutien à la recherche. Faute d'avoir toute cette information, la solution alternative retenue dans la littérature consiste à estimer combien de R-D est engendrée par dollar de dépense fiscale. Si la nouvelle R-D dépasse les sacrifices de rentrée d'impôt, à première vue cette politique est préférable à un financement direct de la recherche par le gouvernement⁵.

Les premiers travaux dans ce domaine se basent sur des enquêtes auprès d'entreprises. Ainsi Mansfield et Switzer (1985) ont conclu, sur base d'une enquête portant sur 55 firmes canadiennes, que la R-D engendrée par les incitations fiscales ne rapportait guère plus que 40 % des dépenses fiscales. Une étude australienne (Australian Bureau of Industry Economics, 1993) révèle que seulement 17 % de la R-D australienne se fait en réponse aux incitations fiscales, ce qui revient à des incréments de recherche entre 0,60 \$ et 1,00 \$ par dollar de dépense fiscale.

L'approche alternative consiste à estimer économétriquement sur base de données macroéconomiques, industrielles ou individuelles la relation entre la R-D et les incitations fiscales à la R-D. Il s'agit d'estimer une équation de flux ou de stock de R-D avec, entre autres variables explicatives, le coût d'usage de la R-D, qui dépend des paramètres fiscaux. Les élasticités ainsi estimées varient sensiblement d'une étude à l'autre suivant que la spécification est en flux ou en stocks de R-D, que l'on estime des élasticités de court ou de long terme, que l'on considère toute la R-D exécutée ou seulement celle financée par les entreprises, que les données se rapportent à des industries ou à des entreprises et enfin suivant le pays qu'on considère et notamment suivant que les incitations fiscales portent sur le niveau ou l'acroissement de R-D⁶. Les coûts pour le gouvernement de la politique de soutien fiscal à la recherche sont soit des montants rapportés par les pouvoirs publics, soit des montants simulés suite à un changement de politique fiscale à la R-D. Pour un survol plus détaillé de cette littérature, le lecteur pourra consulter Dagenais-Mohnen-Therrien (1997) et Hall et van Reenen (2000).

5. Dans le cas contraire, le gouvernement se chargerait de la recherche et effectuerait au moins autant de recherche que de taxe sacrifiée. Encore faut-il, pour justifier une telle logique, que la recherche financée directement pas le gouvernement soit aussi rentable socialement que la recherche effectuée par les entreprises.

6. Le rapport de l'OCDE (2003) décrit bien la variété des mesures d'incitations fiscales qui ont cours dans les pays de l'OCDE.

Pour résumer, les élasticités-prix de long terme de la R-D se situent dans une fourchette allant de 0,25 à 2,0. Hall et van Reenen (2000) concluent qu'il est assez raisonnable de partir d'une élasticité unitaire pour simuler l'efficacité des incitations fiscales à la R-D. Il est important de prendre en compte quelques autres éléments qui peuvent être importants pour affiner le calcul de l'efficacité. Le premier est l'effet d'entraînement des rendements de la R-D sur la R-D elle-même. Bernstein (1986) évalue qu'un dollar de revenu fiscal perdu engendre 0,80 \$ de nouvelle R-D, si la production est maintenue constante, et 1,05 \$ à 1,70 \$, si la R-D provenant du surplus de production est prise en compte. De même, au niveau social, la R-D engendrée peut s'accompagner d'externalités intra et interindustrielles. Cet aspect a été rarement traité dans la littérature. Et, finalement, il n'est pas anodin de tenir compte des limites d'utilisation des crédits d'impôt. Un des premiers travaux dans ce domaine, celui de Eisner, Albert et Sullivan (1986), avait déjà insisté sur le fait que peu de firmes pouvaient se prévaloir des crédits d'impôt à la recherche incrémentale aux États-Unis, et que dans certains cas l'effet pouvait même être pervers. Mairesse et Mulkay (2003) estiment des élasticités de la R-D au taux effectif de crédit d'impôt recherche en France assez différentes suivant l'incorporation ou non de plafonds et plafonds dans l'utilisation de cette déduction fiscale. Dans l'étude rapportée ici, nous utilisons des données d'entreprises, avec un prix effectif de la recherche spécifique à chacune, qui tient compte des particularités propres à chaque firme et des plafonds dans l'utilisation des crédits d'impôt.

3. DONNÉES⁷

Nous utilisons des données annuelles de firmes canadiennes tirées de la banque de données Compustat (*Canadian file*) de Standard and Poor's, pour les années allant de 1975 à 1992. Elle nous donne un grand nombre de renseignements, dont les dépenses en R-D et certaines caractéristiques technologiques et financières de la firme. Cette banque de données inclut les firmes les plus importantes (en termes de revenus ou de capitalisation) échangées sur les plus importants marchés publics aux États-Unis (*New York Stock Exchange*, *American Stock Exchange* et *NASDAQ*) ainsi que celles qui font partie du TSE300 de la bourse de Toronto. L'information provient des rapports annuels et des rapports 10K déposés auprès de la *Securities and Exchange Commission* (SEC) des États-Unis, l'équivalent américain des Commissions provinciales canadiennes sur les valeurs mobilières.

Pour obtenir des résultats empiriques fiables, nous avons dû procéder à un nettoyage dans la banque de données afin d'éliminer les firmes au comportement atypique. Pour commencer, nous avons éliminé les firmes que nous soupçonnions d'avoir été subventionnées dans leurs dépenses de recherche-développement, que

7. Pour une analyse des données plus détaillée, nous référons le lecteur à Dagenais *et al.* (1997), section 4 et annexe 4.

ce soit par les gouvernements ou par d'autres firmes. Pour ces firmes, en effet, les incitations à la R-D ne jouent pas, ou en tout cas moins que pour les firmes qui s'autofinancent. Nous avons utilisé deux méthodes pour identifier ces firmes. Premièrement, la banque de données nous indique quelquefois la présence de subventions gouvernementales ou autres. Il se peut qu'une firme ait obtenu une subvention gouvernementale pour une seule année. Dans ce cas, nous avons comparé son intensité de R-D ($R-D / \text{ventes}$) avant et après la subvention. En l'absence de changement significatif, nous avons gardé l'observation et considéré que la subvention était minime. Deuxièmement, si la variable « revenus avant items extraordinaires » majorée des dépenses de R-D est négative, et ce pour trois années consécutives, nous avons éliminé toutes les observations relatives à cette firme. Ce critère est basé sur l'idée qu'une firme ne peut, à moyen terme, rester sur le marché tout en étant déficitaire. Ces firmes pourraient faire partie des sociétés qui en vertu de la Loi de l'impôt sur le revenu (loi fédérale) et de la Loi sur les impôts du Québec (loi québécoise) peuvent attribuer une partie de leurs crédits d'impôt à des firmes associées (commanditaires) qui voient ainsi leur charge fiscale diminuer. N'ayant pas l'information nécessaire pour retracer les firmes associées, nous avons préféré éliminer ces sociétés.

Notre deuxième critère de sélection a trait à la définition des dépenses de R-D. Compustat nous informe que pour certaines années des firmes ont gonflé leurs dépenses de R-D par des dépenses de type « ingénieries »⁸. Nous avons éliminé ces firmes, car il nous était impossible de déterminer la proportion des dépenses d'ingénierie dans les dépenses totales de la R-D de la firme. Par contre, si un tel gonflement était occasionnel, et si nous n'observions aucun changement significatif dans l'intensité de la R-D avant et après ce gonflement rapporté, alors nous avons gardé la firme dans notre échantillon. Le troisième critère d'exclusion se rapporte à la variable intensité de la R-D. Nous pouvons nous attendre à ce que ce ratio soit inférieur à un. En effet, la logique comptable nous amène à penser que les dépenses de ce seul compte ne peuvent excéder les recettes totales de la firme. Ce ratio peut cependant dépasser l'unité chez les firmes naissantes car elles n'arrivent pas tout de suite à faire un chiffre d'affaires suffisant pour couvrir leurs coûts de recherche. Par contre, une firme ne peut être viable en ayant continuellement une intensité de R-D supérieure à un. Dans les faits, les firmes que nous avons éliminées sur la base de ce critère font partie de l'ensemble des firmes soupçonnées d'être subventionnées. Notre quatrième critère d'exclusion a trait aux sociétés holdings de firmes. À ce titre, nous avons écarté 17 firmes comme par exemple la compagnie BCE Inc. qui regroupe les firmes Bell Canada, Northern Telecom et Bell Mobility incluses dans notre échantillon. Enfin, pour avoir suffisamment

8. Les critères établis par le ministère du Revenu et Statistique Canada pour distinguer la R-D d'autres activités reliées à l'innovation ne sont pas nécessairement clairs aux yeux des comptables ou de ceux qui répondent aux questionnaires de l'enquête sur la R-D. Par exemple, les tests routiniers, les adaptations mineures de produits ou les correctifs ne font pas partie des activités reconnues de R-D au titre de la Loi de l'impôt sur le revenu.

d'observations par firme dans la dimension temporelle, nous avons éliminé toutes les firmes qui ont moins de quatre observations. Ainsi, des 5 642 observations et 573 firmes que nous avons dans l'échantillon complet, il reste un panel non équilibré de 434 firmes pour un total de 4 859 observations dans l'échantillon restreint.

Nous avons utilisé la banque de données Cancorp plus de Disclosure Inc. (1995) ainsi qu'une banque de données interne à Industrie Canada, section Bureau des Corporations, pour obtenir la localisation des firmes. En effet, le prix effectif de la R-D varie d'une province à l'autre. N'ayant pas d'information sur la localisation provinciale de la recherche faite par ces firmes, nous faisons l'hypothèse que celles qui effectuent de la recherche dans plusieurs provinces y répartissent leur recherche de manière uniforme⁹.

La nationalité du contrôle de la firme provient de la publication de Statistique Canada « Lien de parenté entre entreprises », catalogue 61-517¹⁰. Pour dégonfler les ventes, nous utilisons les prix implicites de la production par industrie des tableaux entrées-sorties de Statistique Canada, catalogue 15-201 et 15-202. L'industrie d'appartenance de la firme est l'équivalent canadien de l'industrie associée par Compustat à chaque firme.

En collaboration avec M. Antoine Rose de Statistique Canada, nous avons construit des dégonfleurs de la recherche-développement pour 39 industries. Ces dégonfleurs sont des indices de Laspeyres enchaînés basés sur l'indice implicite des salaires et traitements versés au personnel de recherche pour les dépenses de personnel de R-D et sur l'indice implicite du PIB pour les autres dépenses courantes, l'outillage, ainsi que les terrains et édifices servant à la R-D. Les données sur la R-D, les salaires des chercheurs et le personnel de recherche propres à chaque industrie proviennent de l'enquête sur la R-D industrielle de Statistique Canada (cat 88-202). Environ 60 % des coûts de recherche sont donc spécifiques aux industries. Pour le restant des coûts de la R-D, il nous a paru raisonnable de supposer que les coûts ne varient pas beaucoup d'un secteur à l'autre et dès lors d'utiliser l'indice du PIB comme prix moyen représentatif¹¹.

9. Des régressions sous l'hypothèse alternative que les firmes font exclusivement leur R-D dans la province où est enregistrée leur raison sociale ne produisaient pas des résultats très différents. Quinze firmes font de la recherche dans plusieurs provinces et cinq dans une province autre que celle où est enregistrée leur raison sociale.

10. Par manque de ressources, nous n'avons récolté les données que pour les années 1982 et 1992. Nous remarquons cependant une grande stabilité dans la nature du contrôle étranger des firmes de notre échantillon. Seulement sept firmes ont changé de pays de contrôle entre ces deux années. Nous avons utilisé les données sur le contrôle étranger de l'année 1992.

11. Notre construction du dégonfleur de la R-D ressemble à celui préconisé par Jaffe et Griliches (U.S. Bureau of Labor Statistics, 1981).

Le stock de R-D de départ est construit en supposant que ce stock s'est accru pour chaque firme durant l'ensemble de sa période d'échantillonnage au même taux que la production brute¹². Cette procédure nous permet de construire un stock de départ de R-D particulier à chaque firme. Pour les autres années, le stock de R-D s'accumule par la formule de l'inventaire permanent. Le coût d'usage de la recherche est défini comme le prix effectif multiplié par la somme du taux d'intérêt (nous avons pris celui des obligations gouvernementales de 10 ans et plus, tirés de la Banque du Canada) et du taux de dépréciation de la R-D, fixé à 10 %.

Avant de passer au modèle, voici quelques caractéristiques de nos données. Parmi les 434 firmes de notre échantillon (après nettoyage), uniquement 108 font ou déclarent faire de la R-D. Pour environ 70 d'entre elles nous avons des séries longues d'au moins 10 années consécutives. Comme l'indique le tableau A4.1, à chaque année, mis à part les trois premières, entre 16 % et 20 % de nos firmes font de la R-D, alors que pour l'économie canadienne dans son ensemble ce taux était de 0,3 % en 1980 (ministère des Finances, 1983). Les firmes faisant de la R-D sont donc relativement sur-représentées dans notre échantillon.

L'indice d'incitation fiscale (F) varie entre 0,60 et 1,17 au niveau industriel (tableau A4.2). Une bonne partie de la variabilité dans cet indice provient des plafonds propres à chaque firme dans l'utilisation des incitations fiscales. Ainsi pour 20 % des observations de firmes faisant de la R-D, les dépenses de R-D n'ont pu être déduites dans leur totalité à cause du manque d'impôts à payer dans l'année même où les dépenses ont été encourues ($\delta_0 < 1$ voir annexe 3). Dans seulement 11 % des cas, les crédits d'impôt n'ont pu être entièrement réclamés à l'année d'exécution de la R-D ($H < 1$). Pour 22 % des observations avec R-D, les crédits d'impôt à la recherche incrémentale n'ont pu être revendiqués ($\psi = 0$). Le tableau A4 donne, par industrie, un aperçu des ordres de grandeur des principales variables utilisées dans le modèle.

4. SPÉCIFICATION ÉCONOMÉTRIQUE

Nous sommes en présence de firmes dont certaines font de la R-D et d'autres n'en font pas ou n'en déclarent pas. Les firmes qui sont cotées sur les marchés des États-Unis doivent déclarer leurs dépenses de R-D à la SEC (*Securities and Exchange Commission*), si elles sont substantielles ou si elles dépassent 1 % du chiffre d'affaires. Pour ces firmes-là, nous pouvons supposer que celles pour lesquelles nous n'avons pas de R-D déclarée ou des données manquantes sur la R-D

12. Le stock de départ est construit par la formule : $R_{io} = \frac{\sum_t I_{it}(1-\delta)^{T-t}}{(1+\gamma_i)^T - (1-\delta)^T}$, où γ_i provient de la régression $\ln Q_{it} = [\ln(1 + \gamma_i)] t + \ln Q_{io} + \varepsilon$.

effectivement n'en font pas¹³. Environ la moitié des firmes de notre échantillon n'ont pas soumis de rapport 10K à la SEC. Les chiffres que Compustat publie à leur égard proviennent de leurs rapports annuels. Ce sont essentiellement des firmes canadiennes faisant partie du TSE300, qui ne sont pas cotées sur les marchés publics américains. Trois raisons nous portent à croire qu'il est peu vraisemblable que ces firmes ne dévoilent pas leur R-D dans leurs rapports annuels. Premièrement, la proportion d'entre elles qui font de la R-D est à peu près la même que pour l'échantillon dans son ensemble. Il ne semble donc pas y avoir pour ces firmes de biais systématique de non-déclaration de R-D. Deuxièmement, selon les règles de comptabilité canadiennes, les firmes sont censées rapporter leur dépenses de R-D dans leurs états financiers¹⁴. Troisièmement, toutes les firmes de notre échantillon sauf trois, parmi celles qui font partie des 100 firmes canadiennes les plus importantes en R-D, déclarent faire de la R-D¹⁵.

Nos données se prêtent donc bien à l'application du modèle Tobit généralisé. Les firmes font de la recherche si $g(z_i) + u_{2i} > 0$, où z_i est un vecteur de variables qui détermine le seuil minimal en-dessous duquel les firmes ne font pas de R-D et u_{2i} est une variable aléatoire. Nous avons supposé que $g(\cdot)$ est une fonction logarithmique. Si $g(z_i) + u_{2i} > 0$, les firmes ne font pas de R-D. Si les firmes en font, l'investissement potentiel est réalisé. Comme les dépenses de R-D constituent un investissement en capital intangible, il est plus satisfaisant d'un point de vue théorique de spécifier une équation d'accumulation du capital de R-D qu'une simple fonction d'investissement. Nous supposons que ce stock se déprécie à un certain taux δ égal à 10 %¹⁶. Par ailleurs, beaucoup de travaux empiriques ont montré qu'il existe des coûts d'ajustement associés à l'accumulation du stock de R-D (mise sur pied d'une équipe de recherche, financement du projet, élaboration d'un programme de recherche). Cependant, au lieu de spécifier une fonction de coût d'ajustement, nous avons opté pour une spécification d'ajustement partiel du stock, qui est cohérente avec un modèle de coût d'ajustement (sur les investissements nets comme sur les investissements de remplacement) (voir Lucas, 1967). Le modèle complet devient donc :

$$\begin{cases} [R_{it} - (1 - \delta) R_{i,t-1}] = 0 & \text{si } g(z_{it}) + u_{2, it} \leq 0 \\ [1 \ln R_{it} - 1 \ln R_{i,t-1}] = \alpha [1 \ln R_{it}^*(x_{it}) - 1 \ln R_{i,t-1}] + u_{1, it} & \text{si } g(z_{it}) + u_{2, it} > 0 \end{cases}$$

13. Bound *et al.* (1984) font la même hypothèse. Comme l'indiquent ces auteurs, il est cependant possible que certaines données manquantes correspondent à des cas où Compustat n'a pas obtenu les données ou a considéré qu'il ne s'agissait pas vraiment de R-D.

14. Voir *Canadian Institute of Chartered Accountants Handbook, Accounting Recommendations, updated as of June 1995, section 3450, Research and development costs.*

15. Evert Communications Ltd publie dans la revue *Research Money* (juin 1992) la liste des 100 entreprises canadiennes qui dépensent le plus en R-D : « Canada's Top 100 Corporate R&D Spenders ». Les trois entreprises de cette liste pour lesquelles nous n'avons pas de données de R-D sont Seagram, Xerox et Repap. Ces firmes font partie de multinationales avec des établissements à l'étranger. Il est donc possible que leur R-D ne soit pas comptabilisée dans le fichier canadien de Compustat.

16. Dans la littérature, les taux utilisés varient entre 10 % et 25 %.

où R_{it}^* est le stock désiré de R-D au temps t , fonction doublement logarithmique des variables x_{it} , R_{it} est le stock de R-D à la fin de la période t , α est la fraction de l'ajustement réalisé au temps t , et les variables aléatoires $u_{1,it}$ et $u_{2,it}$ ont une distribution normale bivariée de moyennes nulles et de matrice de covariances Σ . Nous avons opté pour une forme doublement logarithmique parce qu'elle produit de meilleurs résultats et a l'avantage de réduire la possibilité d'hétéroscédasticité dans les termes d'erreur. Nous avons aussi posé l'hypothèse d'indépendance entre observations¹⁷. L'estimation d'un tel modèle par le maximum de vraisemblance donne des estimateurs convergents (voir Maddala, 1983; Gouriéroux, 1989).

Parmi les variables x_{it} et z_{it} qui déterminent le montant de R-D et la décision de faire ou non de la R-D, notre intérêt portera principalement sur le *prix effectif de la recherche*, qui est le dégonfleur de la recherche divisé par le prix de vente du produit et multiplié par l'indice d'incitation fiscale, défini en annexe. Un biais de simultanéité peut exister dans la mesure où les crédits d'impôt peuvent varier avec le montant de recherche et dans la mesure où les plafonds de déduction et de crédits d'impôt peuvent être atteints. Ce biais devrait être faible car notre échantillon est biaisé envers les grandes firmes, qui de toute façon ne font pas partie de la tranche de capital bénéficiant des crédits les plus généreux et qui ont généralement assez de revenus pour ne pas atteindre les plafonds de crédits utilisables. Pour avoir une demande de R-D homogène de degré zéro dans les prix, nous avons divisé le dégonfleur de la R-D par le prix de vente du produit au lieu du prix d'un input spécifique, car le prix de vente représente un indice général des prix des inputs (même en présence d'un *mark-up* constant du prix sur le coût moyen de production).

Un certain nombre d'autres déterminants devront être pris en compte pour neutraliser leurs effets sur le montant de R-D engagé^{18, 19} :

17. Puisque $I_{it} = R_{it} - (1 - \delta) R_{it-1}$, nous constatons que notre modèle de stock se simplifie en un modèle de flux si la dépréciation du stock est immédiate ($\delta = 1$).

18. Nous aurions aussi pu tenir compte de la variabilité des incitations fiscales, que Hall (1993) et Guellac et van Pottelsberghe (2003) ont trouvé avoir une influence négative et significative sur la R-D. Cependant, la politique fiscale canadienne a connu moins de rebondissements que par exemple celle des États-Unis. Pour neutraliser le cas des firmes qui font de la R-D à l'étranger qui, d'une part, sont moins favorisées par les incitations fiscales canadiennes et qui, d'autre part, peuvent bénéficier des lois étrangères de soutien à la recherche, il aurait été utile d'inclure comme variable explicative la détention de filiales à l'étranger ou encore mieux un indice d'incitation fiscale à l'étranger. La construction d'une telle variable est un travail en soi qui dépassait le cadre de ce projet.

19. Pour des raisons de manque de disponibilité de données, nous ne pouvons pas tenir compte des perspectives de croissance. Celles-ci pourraient être mesurées par la croissance observée *ex post*, en supposant des prévisions parfaites, ou par le q de Tobin. Hélas, les deux mesures nous font perdre beaucoup d'observations. Par ailleurs, nous observons souvent des baisses considérables dans le ratio R-D sur ventes au cours des premières observations d'une entreprise incluse dans Compustat pour des raisons expliquées plus haut. Cependant, rien ne nous permet de considérer les firmes nouvellement incluses dans Compustat comme de nouvelles firmes : une firme peut apparaître dans Compustat quand elle atteint un certain degré de capitalisation. Nous avons donc ici aussi préféré ne pas inclure la variable « âge de la firme » dans la régression. D'ailleurs des résultats exploratoires n'attribuaient pas de coefficient significatif associé à cette variable.

- *La R-D dans l'industrie.* Un effet positif indiquerait un effet d'entraînement, une complémentarité stratégique entre la R-D propre et la R-D des autres firmes dans l'industrie, due par exemple à la nécessité de faire de la R-D pour absorber les externalités technologiques intra-industrielles. Un effet négatif indiquerait une substituabilité entre la recherche propre et celle des autres firmes de l'industrie. La plupart des études trouvent un effet de complémentarité entre la R-D propre et celle d'autrui pour les grandes firmes ou les firmes technologiquement avancées et un effet de substitution pour les autres firmes (voir Mohnen, 1996).
- *Les bénéfices retenus accumulés.* Pour ne pas devoir divulguer une partie de leur savoir technologique, les firmes préfèrent financer leur recherche à partir de leurs fonds propres au lieu d'avoir recours aux banques ou aux marchés financiers (voir Himmelberg et Petersen, 1994). Donc, les dépenses de R-D se font quand des fonds internes de financement sont disponibles (voir Berger, 1993).
- *La taille.* Pour des raisons de rendements d'échelle dans la R-D, de possibilités de financement corrélées avec la taille et de perspectives de rendements plus élevés liés à un plus grand marché, on s'attendrait à ce que la taille influence positivement le montant de R-D. Par contre, la lourdeur de prises de décision dans une firme de grande taille risque de peser négativement sur la R-D. Les résultats empiriques sont assez partagés sur ce point. Scherer (1980) cite des études qui ont révélé l'existence d'un seuil au-delà duquel la R-D augmente moins que proportionnellement avec les ventes et d'autres études qui tendent à montrer que la relation entre l'intensité de la recherche et les ventes est en forme de U renversé, les firmes les plus intensives étant de taille moyenne. Par contre, Bound *et al.* (1984) font plutôt état d'une relation en forme de U. Nous mesurons la taille par le chiffre d'affaires²⁰.
- *La nationalité du contrôle de la firme.* Il est souvent dit que le Canada a une intensité de recherche plus faible que la plupart des autres pays du G-7 parce qu'il abrite beaucoup de firmes sous contrôle étranger. Ces firmes-là feraient leur recherche davantage à leur siège social. Par contre les travaux de Hines (1993, 1994) indiquent que les firmes multinationales ne sont pas insensibles aux considérations fiscales pour localiser leur R-D à travers le monde. Bloom, Griffith et Van Reenen (2000) confirment cet effet.
- *L'indicatrice sectorielle* qui capte tous les effets spécifiques à l'industrie non pris en compte par d'autres variables, tels que le degré de concentration dans la branche ou l'opportunité technologique. *Le capital physique* qui peut être complémentaire ou substituable à la recherche. Plus souvent les études empiriques révèlent un lien de complémentarité.

20. Trop de données sur l'emploi par firme étaient manquantes pour en faire une mesure pratique de la taille de la firme.

- *Les indicatrices annuelles* qui captent le progrès technique ou les effets spécifiques à la période, tels que les changements dans la politique fiscale de soutien à la recherche que nous n'avons pas pu prendre en compte dans notre indice d'incitation fiscale.

5. ANALYSE DES RÉSULTATS

Nous avons paramétré de nouveau les éléments de la matrice de variance-covariance des termes Σ , sous la forme $\Sigma = (1, \rho\sigma_2 | \rho\sigma_2, \sigma_2^2)$, où $\sigma_1 = 1$, ρ = coefficient de corrélation entre $u_{1,it}$ et $u_{2,it}$; et σ_2 = l'écart-type de $u_{2,it}$, en posant $w = \ln(\sigma_2)$ et $z = 0,5 \ln[(1 + \rho) / (1 - \rho)]$, pour que Σ soit définie positive. S'il y a hétéroscédasticité dans le terme d'erreur, et si elle n'est pas prise en compte dans la formulation de la fonction de vraisemblance, les estimateurs ne sont plus convergents. Pour éviter les problèmes d'hétéroscédasticité, nous avons au préalable (et ce pour chaque spécification que nous avons explorée) estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires la partie quantitative du modèle et appliqué un test de Breusch-Pagan. Comme celui-ci révélait de l'hétéroscédasticité, nous avons régressé le logarithme des termes d'erreur élevés au carré sur un certain nombre de variables qui donnaient des résultats significatifs et corrigé les variables explicatives par les écarts-type estimés. En présence d'autocorrélation non prise en compte dans la fonction de vraisemblance, les estimateurs restent convergents, mais ne sont plus efficaces, et par ailleurs les écarts-type estimés des paramètres ne sont plus convergents. En testant pour une autocorrélation du premier ordre dans la partie quantitative du modèle en supposant un coefficient d'autocorrélation identique pour les erreurs résiduelles de toutes les firmes, nous obtenions un coefficient de l'ordre de 0,25. Pour un coefficient d'autocorrélation de cette grandeur, il nous a paru préférable de ne pas corriger pour ce phénomène (voir Fomby-Guilty, 1978 et Dagenais, 1994).

Nous avons estimé le modèle pour différentes valeurs de ρ . Au tableau 1, nous faisons état des estimations pour $\rho = 0,9^{21}$. Dans les deux parties du modèle, nous avons éliminé la variable nationalité du contrôle de la firme car son coefficient n'était pas significatif et changeait peu de choses au reste des résultats. Pour la même raison, nous avons éliminé la variable bénéfices retenus dans la partie probit du modèle²². Il n'y a pas de variable dichotomique propre à l'industrie dans la

21. En raison de l'ampleur du temps de calcul requis pour chaque estimation, nous n'avons considéré que quelques valeurs de ρ . Pour ces valeurs, le maximum de la fonction de vraisemblance augmente avec ρ . Pour des raisons de précision des calculs numériques, nous n'avons pas pu explorer des valeurs au-delà de $\rho = 0,97$. Mais, quel que soit ρ , les coefficients estimés ont les mêmes signes et ne sont pour la plupart guère différents compte tenu de leurs écarts-types. Pour les mêmes raisons de précision, les calculs effectués en considérant ρ comme un paramètre additionnel à estimer n'ont pas convergé. Le fait de fixer la valeur de ρ *a priori* peut avoir pour conséquences de sous-estimer les écarts-types asymptotiques des estimateurs des autres paramètres du modèle.

22. Pour quelques observations, les bénéfices retenus accumulés étaient négatifs. Nous avons remplacé ces observations par des valeurs un iota au-dessus de zéro. Différentes valeurs pour iota ne donnaient pas des résultats sensiblement différents.

partie probit, car si toutes les firmes d'une industrie font ou ne font pas de recherche, cette variable dichotomique à elle seule explique l'entièreté de la partie qualitative pour cette industrie et par conséquent son coefficient est indéterminé. Il est aussi à noter que pour éviter des problèmes de simultanéité nous avons utilisé les valeurs retardées d'une période pour les variables ventes et stock de capital physique et mesuré le stock de R-D de l'industrie en y soustrayant la R-D propre à la firme.

Les coefficients ayant trait au coût d'usage effectif de la recherche ont le signe attendu : si le prix effectif de la R-D diminue, la probabilité d'entreprendre de la recherche pour les firmes qui n'en faisaient pas et le montant de recherche engagée pour celles qui en faisaient déjà augmentent. Le coefficient est petit et peu significatif dans la partie probit. Dans la partie régression, l'élasticité de la recherche à son coût d'usage est de -0,07 à court terme et de -1,09 à long terme, compte tenu de la vitesse d'ajustement du stock de R-D estimée à environ 6 % par an²³. Ces estimations s'apparentent à celles que l'on rencontre dans la littérature. Donc si, suite à des changements fiscaux, le prix effectif de la recherche venait à diminuer de 10 %, à court terme le stock de R-D augmenterait de 0,7 % et à long terme il augmenterait de 10,9 %.

Le stock de R-D augmente avec la taille de la firme. Il semble y avoir une complémentarité entre le capital de recherche et le capital physique, mais une substituabilité entre la R-D propre et celle de l'industrie. Comme on s'y attendait, la disponibilité de fonds internes augmente la recherche, mais le coefficient n'est pas significatif. Les variables dichotomiques temporelles sont toutes significatives et suggèrent une augmentation du stock de recherche au cours du temps. Les effets sectoriels (non rapportés) peuvent s'interpréter comme des indicateurs d'opportunité technologique. Il n'est pas étonnant que les secteurs intensifs en recherche, comme ceux des équipements de télécommunication, du matériel de bureau, des produits pharmaceutiques, du matériel scientifique et des services informatiques et autres, aient des coefficients positifs. Pour ce qui est de la partie qualitative, les ventes et le capital physique ont un signe négatif. Il semblerait donc que dans notre échantillon il y ait moins de grosses firmes que de petites firmes qui font de la recherche. Il est peu probable qu'une même firme cesse de faire de la recherche en grandissant. D'ailleurs, si les firmes faisaient de la recherche auparavant, elles continuent à en faire (signe positif de la variable stock de R-D retardée). Les variables dichotomiques temporelles (non rapportées dans le tableau 1) ont le signe positif, indiquant une plus grande propension à faire de la R-D pour toutes les années par rapport à 1975.

Nous avons procédé à quelques analyses de sensibilité.

23. La vitesse d'ajustement α du stock de capital vers son équilibre de long terme est obtenue à partir du coefficient $(1 - \alpha)$ du stock de R-D retardé.

1. Si nous ajoutons les effets individuels (après élimination des indicatrices sectorielles), l'effet prix devient non significatif et tombe pratiquement à zéro tant à court terme qu'à long terme. Il y a en quelque sorte surparamétrisation avec les effets fixes individuels. Presque tout le pouvoir explicatif réside dans ces effets fixes. Un tel résultat est courant dans les panels. Il est plus difficile d'extraire de l'information de la variation temporelle qui subsiste après prise en compte des effets fixes individuels.
2. Le remplacement des indicatrices temporelles par une variable tendance avec ou sans un terme tendance au carré pour capter l'accélération du progrès technique donne des résultats moins satisfaisants.
3. Comme le nombre de firmes peut varier entre industries, ce n'est peut-être pas tant le stock de R-D de l'industrie que le stock moyen par firme de l'industrie qui importe. Nous avons divisé le stock de l'industrie par le nombre de firmes qui font de la recherche ou par le nombre total de firmes dans l'industrie. Les résultats n'en sont que marginalement affectés. Comme les données sur le nombre de firmes faisant de la R-D ainsi que le nombre total dans l'industrie ne sont pas très fiables, en raison des changements dans les enquêtes R-D et des changements de classification industrielle, nous avons préféré ne pas retenir ces résultats.
4. Le prix effectif de la recherche est lui-même endogène, dans la mesure où certains plafonds dans l'utilisation des crédits d'impôt ou la capacité de pouvoir déduire les coûts de la recherche dépendent du montant de R-D engagé. Si nous instrumentons le prix effectif de la recherche par une régression de celui-ci sur le prix sans plafonds et d'autres variables exogènes, nous contour-nons ce problème d'endogénéité. L'élasticité-prix de court terme s'en trouve légèrement augmentée mais pas de façon significative.
5. Nous avons fait une régression sur les moyennes des variables (sur la partie quantitative du modèle uniquement), en laissant tomber la variable dépendante retardée. Ceci revient à faire une estimation dans la dimension interfirmes, qui supprime les variations temporelles. Nous obtenons de la sorte une autre estimation de l'élasticité-prix à long terme de la R-D. Le coefficient du prix effectif est de -1,3 avec une statistique t de 1,7. Cette estimation ne semble pas différente de celle obtenue par notre modèle dynamique, étant donné les écarts-types.
6. La variable stock de R-D retardée dans la partie qualitative du modèle explique une bonne partie de la régression sans vraiment identifier les raisons qui amènent une firme à faire de la recherche. Si nous laissons tomber cette variable, nous craignons cependant d'accentuer l'autocorrélation dans le terme d'erreur et d'accroître les biais d'estimation car nous ne prenons plus en compte d'effet propre à chaque firme dans la probabilité de faire de la recherche. Le coefficient du prix effectif augmente en valeur absolue et devient significatif dans la partie probit du modèle. Dans la partie régression, les coefficients de la variable stock de R-D retardée et du prix effectif varient suffisamment avec δ pour

que l'élasticité-prix de long terme devienne peu raisonnable. À cause de ce manque de robustesse et du risque accru d'autocorrélation, nous n'avons pas retenu cette spécification²⁴.

7. À des fins de comparaisons avec d'autres études, nous avons aussi estimé un modèle flux, qui est consistant avec notre modèle si nous faisons l'hypothèse que le taux de dépréciation de la recherche est égal à un. Notre estimation de l'élasticité de court terme des dépenses de R-D par rapport au prix effectif de la recherche est au moins quatre fois plus petite que celles rapportées par Hall (1993) et Hines (1993) avec l'approche flux sur des données américaines. Elle se rapproche plus des résultats rapportés par Bloom, Griffith et Van Reenen (2000). Cependant, il nous semble que l'hypothèse de dépréciation immédiate n'est pas réaliste.
8. Au lieu d'une spécification doublement logarithmique, nous avons testé une spécification linéaire du modèle. Les signes et les ordres de grandeur des coefficients estimés ne sont pas raisonnables.
9. Nous avons estimé une spécification dynamique avec des retards finis et différentes structures de retards. Les résultats sont encore moins satisfaisants.
10. Nous avons également estimé une version du modèle avec effets aléatoires, de même qu'une version tobit simple. D'après les valeurs obtenues pour les maximums des fonctions de vraisemblance, ces modèles semblent moins appropriés, selon les critères suggérés par Pollack et Wales (1991)²⁵.

24. Dans la partie qualitative du modèle, le logarithme du stock de la R-D retardé est mis à -12 pour les firmes qui ne font pas de R-D.

25. Les détails sur les valeurs obtenues et les tests effectués sont disponibles sur demande.

TABLEAU 1
RÉSULTATS DU TOBIT GÉNÉRALISÉ ($\rho = 0,9$)

Variables	Partie qualitative		Partie quantitative	
	Estimateur	Statistique <i>t</i>	Estimateur	Statistique <i>t</i>
INTERCEPT	-0,678	-1,71	-0,357	-0,61
Ln(<i>CEFF</i>)	-0,017	-0,11	-0,069	-1,63
Ln(<i>VENTES</i> (-1))	-0,131	-2,51	0,028	1,37
Ln(<i>STKRDT</i>)	0,050	1,29	-0,016	-1,42
Ln(<i>CAPITAL</i> (-1))	-0,128	-2,74	0,016	0,93
Ln(<i>BENRET</i>)	—	—	0,031	0,47
Ln(<i>STKRD</i> (-1))	0,421	14,70	0,937	115,14
var. temporelles	oui		oui	
var. industrielles	non		oui	

nombre d'observations = 4 859

log de vraisemblance = -2 136,88

6. EFFICACITÉ DES INCITATIONS FISCALES À LA R-D

Est-ce que les changements dans la politique fiscale d'encouragement à la R-D ont engendré plus de dépenses de R-D que de pertes de rentrées fiscales?

Si nous calculons la R-D engendrée par dollar de dépense fiscale comme le préconise Bernstein (1986), c'est-à-dire en divisant l'élasticité-prix de court terme de la R-D nominale par son coût d'usage, nous obtenons 0,4 \$ de R-D par dollar de dépense fiscale, soit la moitié de ce que lui obtenait²⁶. Il nous semble qu'une meilleure mesure consiste à comparer l'effet du changement d'un paramètre fiscal sur la différence des dépenses actualisées de R-D sur l'ancien et le nouveau sentier d'ajustement vers un équilibre de long terme et sur les coûts actualisés de ces dépenses qui sont supportés par le gouvernement.

26. La mesure de Bernstein (1986) consiste à faire le rapport entre le changement dans le stock de recherche en valeur suite au changement dans la politique fiscale et le changement dans le coût de production suite au changement dans la politique fiscale. Le numérateur s'interprète comme le nouvel investissement en R-D et le dénominateur comme le subside du gouvernement. Après quelques manipulations, on arrive à montrer que cette mesure revient à rapporter l'élasticité du stock de R-D (multipliée par la valeur du dégonfleur de la recherche) au coût d'usage de la R-D.

Supposons qu'avant le changement dans le paramètre fiscal, les dépenses de R-D (I_t) tendaient vers un équilibre de long terme du stock de R_t^* . Après le changement du paramètre fiscal, les dépenses de R-D se modifient jusqu'à ce que le stock atteigne petit à petit son nouvel équilibre de long terme. Soit I'_t ; $t = 0, \dots, \infty$, les nouvelles dépenses de R-D et $R_t^{*'}$ le nouveau stock de long terme. Auparavant, le gouvernement supportait une fraction β_1 du niveau des dépenses de R-D et une proportion β_2 de l'accroissement des dépenses par rapport à une certaine base. Maintenant, il en supporte les fractions β'_1 et β'_2 , suivant que le paramètre qui a changé porte sur le niveau ou sur l'incrément de recherche. Si le soutien fiscal à la recherche a augmenté, $\beta'_1 \geq \beta_1$ et $\beta'_2 \geq \beta_2$. Sur les rendements ζ perçus par la firme de toute augmentation du stock de R-D, le gouvernement perçoit des impôts au taux $(u_f + u_p)^{27}$. La formule que nous proposons pour calculer la R-D engendrée par dollar de dépense fiscale est donc :

$$\frac{\Delta RD}{\Delta ct \text{ du gouv't}} = \frac{\sum_{t=1}^{\infty} \frac{(I'_t - I_t)}{(1+r)^{t-1}}}{\sum_{t=1}^{\infty} \frac{\{\beta'_1(I'_t - I_t) + (\beta'_1 - \beta_1)I_t + [\beta'_2(I'_t - \bar{I}_t) - \beta_2(I_t - \bar{I}_t)] - \Omega_t\}}{(1+r)^{t-1}}} \quad (1)$$

où r = taux d'intérêt, $\bar{I}_t = \frac{(I_{t-1} + I_{t-2} + I_{t-3})}{3}$, $\Omega_t = (u_f + u_p) \zeta(R'_t - R_t)$,

$$I_t = R_t - (1 - \delta) R_{t-1} \text{ avec } R_t = (R_t^*)^\alpha (R_{t-1}) \text{ et } R_t^{*'} = R_t^* + \frac{\partial R_t^*}{\partial \gamma}.$$

Pour comprendre cette mesure, il est utile de décomposer le dénominateur. Le premier terme a trait au coût supporté par le gouvernement d'un changement dans le niveau de la R-D. Une augmentation dans le niveau de R-D peut provenir de n'importe quel paramètre incitatif (via β_1 ou β_2). Le second terme ne représente rien d'autre qu'un transfert fiscal. Il s'agit d'une subvention accordée aux dépenses de R-D qui se seraient faites de toute façon. Le troisième terme se rapporte au différentiel de support associé à un incrément de R-D. Le quatrième terme représente le gain d'impôt perçu sur les rendements de la nouvelle recherche. Nous remarquons que si l'incitation se fait uniquement à partir d'un paramètre lié à β_2 , le transfert fiscal disparaît.

Appliquons à présent cette mesure à des variations d'un pourcent dans les différents paramètres fiscaux qui entrent dans le calcul du prix effectif de la

27. Il faudrait en plus de cela tenir compte de l'effet des incitations fiscales sur la probabilité de faire de la recherche. La formule générale serait donc la probabilité de faire de la recherche (un pour ceux qui en font et 0 pour les autres) fois le changement dans le montant de recherche suite à une modification fiscale, plus le changement dans la probabilité de faire de la recherche fois la recherche faite par les firmes marginales. Comme le deuxième effet est minime, nous n'en avons pas tenu compte.

recherche, en distinguant l'effet sur des firmes avec et sans plafond dans l'utilisation des incitatifs fiscaux respectifs. En augmentant d'un pourcent le crédit d'impôt fédéral à la R-D, nous obtenons en moyenne 0,98 \$ de dépenses additionnelles de R-D par dollar de dépense fiscale. Ce résultat s'applique aux firmes de notre échantillon qui effectuent de la R-D et qui ont un plafond d'utilisation du crédit fédéral. En utilisant la même mesure pour les firmes qui peuvent utiliser la totalité du crédit fiscal, nous obtenons 1,04 \$. L'existence des reports rétrospectifs et prospectifs et des remboursements immédiats dans la législation canadienne limite sensiblement l'apparition de plafonds. De même, suite à une augmentation du crédit d'impôt provincial à la R-D, qui agit ni plus ni moins comme une subvention, nous nous retrouvons avec un résultat de 1,09 \$ de R-D supplémentaire par dollar de dépense fiscale²⁸. Ces ordres de grandeur sont en ligne avec ceux rapportés par Bernstein (1986) et Poot *et al.* (2003).

Le transfert fiscal représente plus de 80 % du coût du soutien à la R-D par le gouvernement. Cet aspect inefficent des crédits d'impôt lié au transfert fiscal a aussi été souligné pour l'Australie. L'étude du *Australian Bureau of Industry Economics* (1993) rapporte que 83 % de la R-D éligible aux incitations fiscales se serait faite de toute façon. Comme le transfert fiscal est important, il semble justifié d'analyser le comportement de notre mesure face à une variation du crédit d'impôt à la recherche incrémentale. Car, si le seul soutien à la recherche était le crédit d'impôt à la recherche incrémentale, il n'y aurait pas de transfert fiscal, puisque le gouvernement ne paierait qu'une fraction de la nouvelle recherche sans subventionner de recherche récurrente. L'augmentation d'un pourcent de ce paramètre fiscal occasionne 4 \$ de R-D additionnelle par dollar engagé par le gouvernement! Un ordre de grandeur similaire est rapporté par Mairesse et Mulky (2003). Ce chiffre très grand s'explique du fait que le dénominateur dans l'équation 1 est très faible. Il est cependant à noter que la recherche n'augmente que très faiblement par rapport à un incitatif incrémental parce que l'élasticité du prix effectif de la recherche par rapport à un changement dans le taux de crédit à la recherche incrémentale n'est que de -0,01.

Le dernier paramètre fiscal qui apparaît dans le prix effectif de la recherche est le taux d'imposition sur le revenu des sociétés. En diminuant celui-ci, le gouvernement se trouve à diminuer son soutien à la R-D ($\beta'_1 < \beta_1$ et $\beta'_2 < \beta_2$) vu que les firmes peuvent déduire moins de dépenses de R-D. Par contre, ces firmes étant moins taxées sur leurs bénéfices, le prix effectif de la R-D s'en trouve néanmoins diminué²⁹. La diminution du taux d'imposition des firmes fait épargner de l'argent au gouvernement sur la R-D récurrente. Comme le prix effectif diminue, l'inves-

28. Ces résultats sont obtenus en prenant les valeurs de β_1 , β'_1 , β_2 , β'_2 propres à chacune des firmes. Nous avons supposé que la R-D donne un taux de rendement interne après taxe de 20 %.

29. Il existe des exceptions où le prix effectif augmente avec une diminution du taux d'imposition. C'est le cas des firmes québécoises qui ne sont pas taxées au provincial sur les crédits d'impôt-recherche. C'est aussi le cas de certaines firmes qui sont plafonnées dans l'utilisation des crédits impôt-recherche mais qui peuvent utiliser le crédit à la recherche incrémentale.

tissement en R-D augmente. Ainsi, on peut se retrouver avec une augmentation du montant de R-D et une diminution des charges gouvernementales. Il serait pourtant hasardeux de conclure à l'efficacité de cette mesure incitative étant donné tous les effets secondaires qu'elle peut produire sur l'ensemble de l'économie. Le crédit d'impôt-recherche nous paraît une mesure plus ciblée et plus adéquate pour stimuler la recherche.

Avant de conclure, il convient de souligner un certain nombre de limites à notre analyse et de pistes futures de recherche :

1. Nous ne savons pas si les incitations fiscales à la R-D ont attiré au Canada des firmes qui sinon se seraient implantées ailleurs. Ceci mériterait une étude en soi. À cet égard, Hines (1994) trouve que la localisation de la R-D répond à des considérations d'ordre fiscal, comme la possibilité de rapatrier sans taxe des redevances issues de la recherche ou l'obtention de crédits d'impôt au prorata des ventes à l'étranger.
2. Il est probable que la partie inefficace des crédits d'impôt ressortirait encore plus si nous avions les plus importantes firmes canadiennes faisant de la R-D dans notre échantillon. Par contre, la partie incitative des crédits d'impôt risque d'être sous-évaluée du fait que les petites firmes sont sous-représentées dans notre échantillon.
3. Il se peut qu'en éliminant les firmes avec moins de quatre observations, nous ayons éliminé quelques firmes naissantes et de ce fait ignoré l'effet des incitations fiscales sur la création de nouvelles firmes.
4. Nous n'avons pas tenu compte des possibilités d'incitation fiscale de la recherche via les crédits d'impôt à l'investissement en machines et bâtiments. Ceci peut jouer de deux façons. Premièrement, les crédits d'impôt fournissent aux entreprises des liquidités internes qui peuvent servir à financer des projets de recherche, alors que les investissements en capital physique peuvent plus facilement être financés sur les marchés de capitaux. Deuxièmement, pour autant que les deux types d'investissement sont complémentaires, le soutien à l'investissement en capital physique favorise l'investissement en capital de R-D. Deux réserves à ce propos : d'une part, les deux types d'investissement peuvent s'avérer être des substituts, et, d'autre part, il n'est pas clair que ce soit l'investissement en machines et bâtiments qui, au sens de Granger, cause l'investissement en R-D. Lach et Schankerman (1989) ont plutôt trouvé l'inverse.
5. Nos résultats sont biaisés vers le haut dans la mesure où certaines dépenses de R-D sont faussement déclarées à ce titre pour bénéficier des crédits d'impôt. Cependant la plainte des entreprises à l'égard de la lourdeur du processus de vérification des demandes de crédits d'impôt au titre de la RD&SE nous porte à croire que ce biais n'est pas très important. D'un autre côté, nos résultats sont biaisés vers le bas dans la mesure où les incitations fiscales amènent les entreprises à faire de la recherche informelle non comptabilisée dans nos données (voir Lipsett et Lipsey, 1995 pour une évaluation de cette dernière en Colombie-Britannique).

6. Une partie de la R-D additionnelle induite par les incitations fiscales à la R-D n'aurait pas été faite en leur absence et correspond peut-être à de la recherche à faible rendement. En d'autres termes, nous ne savons pas si les incitations fiscales ont favorisé les bons ou les moins bons projets. Pour cela il faudrait avoir recours à des données mesurant l'output de la recherche, telles que les innovations, les publications ou les brevets.
7. Nous n'avons pas tenu compte des coûts d'administration des incitatifs fiscaux (auditing, vérification de projets par des experts, tenue d'une comptabilité séparée). L'étude de Gunz *et al.* (1996) suggère que les procédures de réclamation des crédits d'impôt à la R-D ne coûtent aux firmes en général que 0,7 % des crédits demandés. Cependant elles pèsent plus lourdement sur les petites firmes, où elles se chiffrent aux alentours de 15 %. À cela viennent s'ajouter les coûts d'administration pour les gouvernements.
8. Comme nous avons adopté une analyse d'équilibre partiel, nous n'avons pas tenu compte des incidences indirectes des stimulants fiscaux, comme ceux que souligne Berger (1993). Les firmes qui bénéficient de crédits d'impôt pourraient se voir obligées par les forces de la concurrence de céder une partie de leurs avantages fiscaux à d'autres agents (les acheteurs sous forme de baisses de prix de vente, les fournisseurs sous forme de hausse de prix d'achat, ou le personnel de recherche sous forme de hausse de salaires).
9. Nous avons pris en compte les plafonds d'incitations fiscales, mais nous ne savons pas si tous les crédits d'impôt potentiellement réalisables ont été effectivement revendiqués. Environ 20 % des firmes dans notre échantillon atteignent les plafonds des crédits d'impôt alors qu'une étude du ministère des Finances (1983) rapportait que, pour les firmes avec 50 millions de dollars et plus d'avoir, 60 % des crédits d'impôt-recherche n'étaient pas utilisés en 1981. Évidemment, les possibilités de report des crédits d'impôt et de remboursement immédiat des crédits non utilisés introduites en 1983 ont sensiblement éliminé les plafonds existant auparavant.
10. En plus de stimuler la R-D, les incitations fiscales peuvent aussi encourager les firmes à modifier le rythme et la composition de leur recherche (voir Lemaire, 1996).

CONCLUSION

Les raisons qui justifient un soutien fiscal aux activités privées de R-D tiennent aux propriétés de bien public, d'inappropriabilité des bénéfices, de risque élevé et de besoin de financement excessif qui empêchent les firmes de faire le niveau de R-D qui serait socialement désirable étant donné les externalités sociales de la recherche. Les incitatifs fiscaux ont cet avantage par rapport au soutien ciblé de la recherche via les contrats ou les subsides de laisser les décisions de R-D aux mains de l'entrepreneur individuel, qui connaît mieux que le décideur politique son marché et les besoins d'innovation, et que la responsabilité des

pertes et l'attrait des profits incitera à faire les meilleurs choix. Le risque moral de voir les autorités publiques s'unir avec les récipiendaires des fonds de recherche pour poursuivre leurs propres intérêts plutôt que le bien-être de la société y est moins grand. Par contre, les contrats et subsides permettent de mieux canaliser les fonds publics vers les projets prometteurs, qui n'auraient pas été entrepris autrement. Encore faut-il que les autorités publiques aient la connaissance des retombées externes de la recherche, de la direction du progrès de la science et de la valeur des nouveaux projets, ce qui n'est pas toujours garanti³⁰.

Quoiqu'il en soit, la présente étude évalue à 0,98 \$ les dépenses additionnelles de R-D provenant d'un dollar de soutien fiscal à la R-D. Elle a aussi mis en évidence une possible faille dans le présent système d'aide à la recherche privée à travers les encouragements fiscaux. Une partie, que nous évaluons à plus de 80 %, des fonds de soutien fiscal à la recherche sert à financer de la R-D qui se ferait de toute façon et s'apparente ainsi à une politique déguisée de subventions à la recherche. Même si l'ampleur de ce phénomène reste à vérifier à l'aide d'autres données (les données agrégées englobant l'entièreté de la recherche, les données sur les petites et moyennes entreprises et idéalement des données sur les versements de crédits d'impôt aux entreprises), il faut se poser la question de savoir s'il n'existe pas d'autres instruments pour encourager la recherche que les incitations fiscales. Et, pour pousser encore plus loin la réflexion, ne serait-il pas plus efficace d'attaquer de front les failles de marché associées à la recherche et de mettre en place des mécanismes incitatifs qui tiennent compte des problèmes d'information asymétrique, de risque moral et d'inappropriabilité des bénéfices qui se posent aux différents stades de la recherche plutôt que de verser de l'argent à quiconque déclare faire de la recherche?

30. Pour une discussion sur les mérites relatifs des soutiens fiscaux et des subsides à la R-D, voir Bozeman et Link (1984). Pour une discussion générale sur l'efficacité des mesures fiscales de soutien à la R-D, voir Griffith *et al.* (1995), Mohnen (2000), Hall et Van Reenen (2000) et OCDE (2003).

ANNEXE 1

LISTE DES INDUSTRIES AVEC NOMENCLATURE

TABLEAU A1

DÉFINITION DES INDUSTRIES

IND	Définition	CIT 80
agric	Agriculture, Pêche et piégeage, Expl. forest.	010, 030, 040
minem	Mines de métaux	061
mines	Autres mines	062
petro	Pétrole brut et gaz naturel	070
food	Aliments et boissons	100
tabac	Tabac	110
caout	Produits en caoutchouc	151
plast	Produits en matière plastique	161
texti	Textiles	181
bois	Bois	250
meubl	Meubles et articles d'ameublement	260
paper	Papier et produits connexes	270
imprm	Imprimerie et édition	280
metxp	Métaux semi-transformés (ferreux)	291
metnf	Métaux semi-transformés (non ferreux)	295
metal	Fabrication de produits métalliques	300
machi	Machinerie	310
aeron	Aéronefs et pièces	321
autom	Véhicules automobiles, pièces et accessoires	323
eqtrp	Autre matériel de transport	329
eqcom	Équipement de télécommunication	330
tronq	Pièces et composantes électroniques	331
auttq	Autre matériel électronique	335
buro	Machines de bureau	336
eltrq	Autre matériel électrique	339
nmetl	Produits minéraux non métalliques	350
rpetr	Produits raffinés du pétrole et du charbon	360
pharm	Produits pharmaceutiques et médicaments	374
chimi	Autres produits chimiques	379
scien	Matériel scientifique et professionnel	391
autrm	Autres industries de la fabrication	399
const	Construction	400
energ	Énergie électrique	410
utils	Autres services publics	420
trans	Transport et entreposage	450
commu	Communications	480
infoq	Services informatiques et connexes	772
genie	Bureaux d'ingénieurs et de scientifiques	775
servi	Commerce de gros, Commerce de détail, Finances, Assurances et services immobiliers, Bureaux de conseil en gestion, Autres industries des services	500, 600, 700, 777, 960

NOTE : CIT 80 : Classification Industrielle Type de 1980

ANNEXE 2

DÉFINITION ET SOURCE STATISTIQUE DES VARIABLES

TABLEAU A2.1

VARIABLES DONT LES DONNÉES PROVIENNENT DE COMPUSTAT

Variable	Description	Source dans Compustat
<i>RD</i>	dépenses de R-D	data046
<i>VENTES</i>	ventes de la firme	data012
<i>RDI</i>	intensité de recherche ($R-D / ventes$)	
<i>STKRD</i>	stock de R-D de la firme	
<i>REVENU</i>	revenu avant item extraordinaire + dépréciation	data018+data014
<i>CAPITAL</i>	capital physique + inventaires	data08+data03
<i>ACTIF</i>	actif total	data006
<i>BENRET</i>	bénéfices retenus accumulés	data036

TABLEAU A2.2

VARIABLES DONT LES DONNÉES NE PROVIENNENT PAS DE COMPUSTAT

Variable	Description	Source
<i>PRD</i>	dégonfleur de la R-D	préparé par Statistique Canada
<i>PQ</i>	dégonfleur de la production (par industrie)	Stat Can cat. 15-201 et 15-202
<i>F1</i>	indice d'incitation fiscale	annexe 3
<i>PRDE</i>	prix effectif de la R-D (PRD / PQ) * <i>F</i>	
<i>RDT</i>	R-D de l'industrie	Stat Can cat. 88-202
<i>STKRDT</i>	stock de R-D de l'industrie – <i>STKRD</i>	
<i>IR</i>	taux d'intérêt	
<i>DEPR</i>	taux de dépréciation du stock de R-D	
<i>CEFF</i>	coût d'usage effectif de la R-D	$PRDE * (IR + DEPR)$
<i>CE</i>	contrôle étranger	Stat Can cat. 61-517

ANNEXE 3

INDICE B D'INCITATION FISCALE À LA R-D

Notations :

- d = pourcentage de dépenses de R-D admissibles au crédit d'impôt (bâtiments exclus);
- $d^* = d + (1 - d) * 0,314$, où 0,314 est le taux d'amortissement des bâtiments suggéré par Warda (1994);
- i_o = indicatrice pour identifier la province de l'Ontario;
- i_Q = indicatrice pour identifier la province du Québec;
- c_f = taux de crédit d'impôt fédéral;
- c_p = taux de crédit d'impôt provincial;
- γ = fraction du crédit d'impôt remboursable;
- ω = taux de crédit d'impôt sur la R-D incrémentale;
- ψ = capacité d'utilisation du crédit d'impôt à la R-D incrémentale;
- n = période de référence pour le crédit d'impôt à la R-D incrémentale;
- T = période de report prospectif admissible;
- T^* = période de report rétrospectif admissible;
- r = taux d'intérêt;
- u_f = taux d'imposition fédéral sur les bénéfices des sociétés;
- u_p = taux d'imposition provincial sur les bénéfices des sociétés;
- d_L = pourcentage de dépenses de R-D affectées au travail;
- β_0 = fraction des crédits d'impôt potentiels utilisables grâce aux impôts présents et passés;
- β_j = fraction des crédits d'impôt potentiels utilisables grâce aux impôts de l'année $t + j$;
- δ_0 = fraction des dépenses de R-D de l'année t déductibles à l'année t ;
- δ_j = fraction des dépenses de R-D de l'année t déductibles à l'année $t + j$;
- G = valeur actualisée moyenne des reports pour un dollar de crédit d'impôt potentiel;
- H = valeur actualisée moyenne d'un dollar de crédit d'impôt potentiel.

Dès lors, nous avons :

- $$\psi = \max \left\{ 0, \frac{RD_t}{\left(\sum_{j=1}^n RD_{t-j} / n \right)} - 1 \right\},$$
- $$\beta_0 = \min \left\{ 1, \frac{\sum_{j=0}^{T^*} \text{imp}\hat{o}t_{t-j}}{c_{f_t} \cdot RD_t} \right\} \text{ où } \text{imp}\hat{o}t = (u_f + u_p) \cdot \text{revenu},$$
- $$\beta_i = \min \left\{ 1, \frac{\text{imp}\hat{o}t_{t+i}}{\prod_{j=0}^{i-1} (1 - \beta_j) c_{f_t} \cdot RD_t} \right\}, i = 1, \dots, T,$$
- $$\delta_0 = \min \left\{ 1, \max \left\{ \frac{\text{revenu}_t}{d_t^* RD_t}, 0 \right\} \right\},$$
- $$\delta_i = \frac{1}{(1 + r_t)^i} \prod_{j=0}^{i-1} (1 - \delta_j) \min \left\{ 1, \max \left\{ \frac{(\text{revenu}_{t+i} - RD_{t+i})}{\prod_{j=0}^{i-1} (1 - \delta_j) d_t^* RD_t}, 0 \right\} \right\}, i = 1, \dots, \infty,$$
- $$G = \varepsilon_3 + (1 - \varepsilon_3) \left[\beta_0 + \frac{(1 - \beta_0) \beta_1}{(1 + r)} + \dots + \prod_{t=0}^{T-1} \frac{(1 - \beta_t) \beta_T}{(1 + r)^T} \right],$$
- $$H = 1 \times \varepsilon_1 + \gamma(1 - \varepsilon_1) \varepsilon_2 + (1 - \varepsilon_1) (1 - \varepsilon_3) G,$$
- $$\varepsilon_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } c_{f_t} \cdot RD_t \leq \text{imp}\hat{o}t_t \text{ (les crédits d'impôt peuvent être utilisés} \\ & \text{directement)} \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$
- $$\varepsilon_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } \gamma \geq G \text{ (le remboursement est préféré au report)} \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases}$$
- $$\varepsilon_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } \sum_{j=0}^{T^*} \text{imp}\hat{o}t_{t-j} \geq c_{f_t} \cdot RD_t \text{ (les crédits d'impôt peuvent être} \\ & \text{entièrement reportés rétrospectivement)} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

L'indice B d'incitation fiscale (F), c'est-à-dire le coût effectif d'un dollar de R-D relativement à la recette nette d'un dollar de vente est donc donné par :

$$F = (1 - u_f - u_p)^{-1} \left\{ 1 - (u_f + u_p) d^* \sum_{j=0}^{\infty} \delta_j \right. \\
- \{1 - u_f i_Q - (u_f + u_p)(1 - i_Q)\} \\
\{i_Q [d_L c_p + (1 - d_L c_p) dc_f H] + (1 - i_Q) [dc_p + (1 - dc_p) dc_f H]\} \\
\left. - d\omega\psi(u_f + u_p) \left[1 - \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{1}{(1+r)^t} \right] \right\}.$$

Le dénominateur de cette expression représente le revenu après taxe d'un dollar de recette. C'est le facteur par lequel est multiplié le dégonfleur de l'output dans l'expression du prix effectif de la recherche. Le numérateur de l'expression pour F indique le prix net d'un dollar de dépense de R-D. Parmi les termes à soustraire, le premier indique l'impôt de moins à payer à cause de la déduction presque totale (à l'exception d'une partie des bâtiments) des dépenses de R-D. Le deuxième représente les gains d'impôt qui sont dus aux crédits d'impôt-recherche fédéraux et provinciaux relatifs aux montants de R-D, et le dernier a trait aux crédits d'impôt relatifs à la recherche incrémentale^{31, 32, 33}.

Hypothèses :

1. Pour le calcul des possibilités de report rétrospectif de crédits d'impôt non utilisés, les revenus imposables passés n'ont pas déjà faits l'objet de demandes de crédits d'impôt antérieurs.
2. Les dépenses de travail constituent 50 % des dépenses totales de R-D.
3. Les dépenses de bâtiments pour la R-D représentent 5 % de la R-D totale.
4. La prévision des revenus futurs aux fins de calcul des possibilités de report prospectif est parfaite.
5. Les crédits d'impôt à la recherche incrémentale sont utilisables à 100 %³⁴.
6. Le taux d'intérêt nominal est fixé à 10 %.

31. Au Québec, les crédits d'impôt-recherche ne portent que sur la partie salariale des dépenses de recherche et ne sont taxés qu'au niveau fédéral.

32. Les taux prennent des valeurs différentes suivant les années, les provinces ou la taille de l'entreprise. Par exemple, le taux de crédit d'impôt incrémental était de 50 % sur les dépenses courantes et en capital de R-D excédant la moyenne des trois dernières années de 1978 à 1982 (donc $d = 1$; $w = 0,5$; $n = 3$). Il disparaît en 1983 (donc $d = 0$), pour réapparaître uniquement en Ontario en 1988 (donc $d = 0,95$, car les bâtiments y sont exclus, $w = 37,5$ % ou 50 % suivant la taille, et $n = 3$).

33. Les crédits d'impôt provinciaux sont à 100 % remboursables.

34. De toute façon, les crédits d'impôt pour la R-D incrémentale représentent des petits montants (voir Bernstein, 1986; McFetridge et Warda, 1983).

ANNEXE 4

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

TABLEAU A4.1

COMPOSITION ANNUELLE DES FIRMES EFFECTUANT DE LA R-D

Année	% de firmes avec R-D	Nombre de firmes avec R-D	Nombre total de firmes
75	9	12	137
76	9	12	139
77	10	14	141
78	17	24	142
79	18	26	145
80	19	27	144
81	20	30	149
82	18	45	253
83	17	46	269
84	16	48	291
85	17	51	306
86	17	57	330
87	16	61	377
88	16	64	400
89	19	78	416
90	18	75	412
91	18	73	411
92	18	74	404

TABLEAU A4.2

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE NOS VARIABLES D'INTÉRÊT PAR INDUSTRIE
POUR L'ANNÉE 1989 (VOIR L'ANNEXE 2 POUR LA DÉFINITION DES VARIABLES)

IND	<i>RD</i> moy (\$M)	<i>VENTES</i> moy (\$M)	<i>PRDE</i> moy	<i>F</i> moy	<i>BENRET</i> moy (\$M)	<i>CAPITAL</i> moy (\$M)	<i>RDI</i> moy	<i>FIRMES</i> nbr
MINEM	0,06	83,66	0,81	0,90	41,05	209,64	0,01	41
MINES	0,54	96,53	0,74	0,82	30,24	421,50	0,01	3
PETRO	0,23	102,47	1,25	0,93	56,64	272,98	0,16	65
FOOD	0,80	866,67	0,86	0,81	384,72	415,56	0,00	18
TABAC	0,00	323,15	0,64	0,64	124,41	294,48	.	1
PLAST	0,18	114,15	0,69	0,68	31,53	76,05	0,01	7
TEXTI	0,00	865,63	0,73	0,69	75,49	556,73	.	2
BOIS	1,09	650,63	0,84	0,80	190,70	596,98	0,00	10
PAPER	1,73	1 233,96	0,66	0,69	326,63	1 448,17	0,00	12
IMPRM	2,58	1 167,01	0,64	0,67	418,37	501,75	0,01	11
METXP	0,72	1 011,38	0,66	0,73	245,76	1 094,74	0,00	10
METNF	18,08	2 323,10	0,75	0,77	504,00	2 654,87	0,01	10
METAL	0,30	487,58	0,67	0,66	-0,04	175,58	0,01	5
MACHI	2,25	262,86	0,64	0,65	61,44	145,84	0,01	5
AERON	0,27	773,08	0,94	0,85	69,79	353,04	0,01	3
AUTOM	2,33	2 615,76	0,79	0,74	289,38	595,94	0,01	7
EQCOM	96,32	982,08	0,79	0,68	253,26	387,73	0,08	8
TRONQ	0,24	9,63	1,04	0,87	-7,74	2,71	0,02	2
BURO	5,28	62,46	0,79	0,70	12,44	22,89	0,10	3
ELTRQ	0,47	204,40	0,63	0,61	47,72	63,27	0,00	5
NMETL	1,19	611,95	0,79	0,66	195,35	411,48	0,00	4
RPETR	15,92	3 181,98	0,87	0,75	1121,81	3 035,45	0,01	7
PHARM	1,58	2,52	0,58	0,60	-0,83	2,69	0,47	2
CHIMI	10,02	913,86	0,87	0,94	154,55	1 059,09	0,01	7
SCIEN	7,06	339,82	0,81	0,86	140,07	110,25	0,08	4
AUTRM	0,01	133,36	1,20	1,17	15,30	63,11	0,01	5
CONST	0,00	206,93	0,74	0,79	32,71	195,00	.	6
TRANS	0,00	2 032,45	0,93	0,84	613,86	2 685,18	.	11
COMMU	7,98	621,09	0,85	0,76	210,74	1 061,60	0,02	21
ENERG	0,00	925,64	0,76	0,80	226,09	1 798,40	.	10
UTILS	0,04	553,89	1,16	0,93	200,58	650,16	0,75	3
SERVI	0,37	1 515,00	0,74	0,76	182,40	713,85	0,02	95
INFOQ	2,57	85,05	0,68	0,71	2,36	23,54	0,09	11
GENIE	0,00	257,55	0,74	0,76	61,91	113,34	.	2
ALL	3,73	855,48	0,85	0,80	186,77	687,55	0,06	416

BIBLIOGRAPHIE

- AUSTRALIAN BUREAU OF INDUSTRY ECONOMICS (1993), « R&D, Innovation and Competitiveness: An Evaluation of the Research and Development Tax Concession », Research Report 50, Australian Government Publishing Service, Canberra.
- BERGER, P. G. (1993), « Explicit and Implicit Tax Effects of the R&D Tax Credit », *Journal of Accounting Research*, 31(2) : 131-171.
- BERNSTEIN, J. I. (1986), « The Effect of Direct and Indirect Tax Incentives on Canadian Industrial R&D Expenditures », *Canadian Public Policy*, 12(3) : 438-448.
- BLOOM, N., R. GRIFFITH et J. VAN REENEN (2000), « Do R&D Credits Work? Evidence From A Panel Of Countries 1979-97 », CEPR Discussion Paper no. 2 415.
- BOUND, J., C. CUMMINS, Z. GRILICHES, B. HALL et A. JAFFE (1984), « Who Does R&D and Who Patents? », in Z. GRILICHES (éd.), *R&D, Patents and Productivity*, Chicago : University of Chicago Press.
- BOZEMAN, B. et A. LINK (1984), « Tax Incentives for R&D: A Critical Evaluation », *Research Policy*, 13 : 21-31.
- CLARK, W.S., G. GOODCHILD, B. HAMILTON et B. TOMS (1993), « Canada's R&D Tax Incentives: Recent Developments », *Canadian Tax Journal*, 32 : 1-32.
- CONSEIL DE LA SCIENCE ET DE LA TECHNOLOGIE, Gouvernement du Québec (1988), *Les avantages fiscaux associés aux activités de recherche et de développement*, Document no 88.02, mars 1988.
- DAGENAIS, M.G. (1994), « Parameter Estimation in Regression Models with Errors in the Variables and Autocorrelated Disturbances », *Journal of Econometrics*, 64 : 145-163.
- DAGENAIS, M., P. MOHNEN et P. THERRIEN (1997), « Do Canadian Firms Respond to Fiscal Incentives to Research and Development? », cahier de recherche du CIRANO 97s-34.
- DELOITTE & TOUCHE (1995), *A Comparison of Tax Incentives for Performing Research and Development in Canada and the United States*, October 1995.
- DEPARTMENT OF FINANCE AND REVENUE CANADA (1994), « Income Tax Incentives for Research and Development, 1994 », Report of the Auditor General of Canada, 32-1 à 32-22.
- DISCLOSURE INC. (1995), *Cancorp plus*, Bethesda, MD.
- DOERN, G. B. (1995), « Aspects institutionnels des stimulants fiscaux à la R-D : le crédit d'impôt à la RS&DE », Industrie Canada, Document Hors Série no 6.
- EISNER, R., S. H. ALBERT et M. SULLIVAN (1986), « The New Incremental Tax Credit for R-D: Incentive or Disincentive », *National Tax Journal*, 37 : 171-183.
- FOMBY, T.B. et D.K. GUILKY (1978), « On Choosing the Optimal Level of Significance for the Durbin-Watson Test and the Bayesian Alternative », *Journal of Econometrics*, 8 : 203-214.

- GOURIÉROUX, C. (1989), *Économétrie des variables qualitatives*, Paris : Economica.
- GRIFFITH, R., D. SANDLER et J. VAN REENEN (1995), « Tax Incentives for R&D », *Fiscal Studies*, 16(2) : 21-44.
- GUELLEC, D. et B. VAN POTTELSBERGHE (2003), « The Impact of Public R&D Expenditure on Business R&D », *Economics of Innovation and New Technologies*, 12(3) : 225-244.
- GUNZ, S., A. MACNAUGHTON et K. WENSLEY (1996), « Measuring the Compliance Cost of Tax Expenditures: The Case of Research and Development Incentives », *Canadian Tax Journal*, 43(6).
- HALL, B. H. (1993), « R&D Tax Policy During the Eighties: Success or Failure », *Tax Policy and the Economy*, 7 : 1-36.
- HALL, B. et J. VAN REENEN (2000), « How Effective are Fiscal Incentives for R&D? A Review of the Evidence », *Research Policy*, 29 : 449-469.
- HIMMELBERG, C. P. et B. C. PETERSEN (1994), « R&D and Internal Finance: A Panel Study of Small Firms in High-Tech Industries », *Review of Economics and Statistics*, 76(1) : 38-51.
- HINES, J. R. (1993), « On the Sensitivity of R&D to Delicate Tax Changes: The Behavior of U.S. Multinationals in the 1980s », in A. GIOVANNINI, R.G. HUBBARD et J. SLEMROD (éds) *Studies in International Taxation*, Chicago : University of Chicago Press.
- HINES, J. R. (1994), « Taxes, Technology Transfer, and the R&D Activities of Multinational Firms », NBER Working Paper no. 4 932.
- LACH, S. et M. SCHANKERMAN (1989), « Dynamics of R&D and Investment in the Scientific Sector », *Journal of Political Economy*, 97(4) : 880-904.
- LEMAIRE, I. (1996), « Optimal Firm Response to Incremental Tax Credits », Cahier de recherche du CREST no 9 657.
- LIPSETT, M. et R. LIPSEY (1995), « R&D and Innovation at the Firm Level: Improving the S&T Policy Information Base », CPROST Report CP 95-9.
- LORD, G. et P. GAGNÉ (1989), « Les avantages fiscaux à la recherche scientifique et au développement expérimental au Québec », *Revue Fiscale Canadienne*, 37(4) : 969-1 017.
- LUCAS, R. E. JR. (1967), « Adjustment Costs and the Theory of Supply », *Journal of Political Economy*, 75 : 321-334.
- MADDALA, G.S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York : Cambridge University Press.
- MAIRESSE, J. et B. MULKAY (2003), « R&D et coût du capital : une évaluation du crédit d'impôt recherche en France », miméo.
- MANSFIELD, E. et L. SWITZER (1985), « The Effects of R&D Tax Credits and Allowances in Canada », *Research Policy*, 14 : 97-107.
- McFETRIDGE, D.G. et J.P. WARDA (1983), « Canadian R&D Incentives: Their Adequacy and Impact », Canadian Tax Paper no. 70, Toronto : Canadian Tax Foundation.

- MCGRAW-HILL (1994), *Standard and Poor's Compustat, Canadian File*, Englewood Cliffs, Colorado.
- MINISTÈRE DES FINANCES, (1983), *La politique fiscale en matière de recherche et de développement. Document de consultation de l'Honorable Marc Lalonde*, avril 1983.
- MOHNEN, P. (1996), « R&D Externalities and Productivity Growth », *STI Review*, 18 : 39-66.
- MOHNEN, P. (2000), « R&D Tax Incentives: Issues and Evidence », in DAMIEN NEVEN et LARS-HENDRIK RÖLLER (éds), *The Political Economy of Industrial Policy in Europe and the Member States*, Berlin : Ed. Sigma, p. 183-199.
- ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT (2003), *Tax Incentives for Research and Development: Trends and Issues*, OECD, Science, Technology and Industry, Paris.
- POLLACK, R.A. et T.J. WALES (1991), « The Likelihood Dominance Criterion: A New Approach To Model Selection ». *Journal of Econometrics*, 47 (2/3) : 227-242.
- POOT, T., P. DEN HERTOOG, T. GROSFELD et E. BROUWER (2003), « Evaluation of a Major Dutch Tax Credit Scheme (WBSO) Aimed at Promoting R&D », mimeo.
- REVENU CANADA (1993), *Bulletin d'interprétation IT-151R4, Loi de l'impôt sur le revenu, Dépenses de recherche scientifique et de développement expérimental*, 16 août 1993.
- SCHERER, F.M. (1980), *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Boston : Houghton Mifflin Company.
- SWEENEY, T. et C. ROBERTSON (1989), « Income Tax Incentives for Canadian Research and Development », *Canadian Tax Journal*, 37(2) : 310-340.
- U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS (1981), « The Impact of Research and Development on Productivity Growth », U.S. Department of Labor, Bulletin 2 331.
- WARDA, J. (1990), « International Competitiveness of Canadian R&D Tax Incentives: An Update », The Conference Board of Canada, Report 55-90.
- WARDA, J. (1994), « Canadian R&D Tax Treatment. An International Comparison », The Conference Board of Canada, Report 125-94.
- WARDA, J. (1999), « Measuring the Attractiveness of R&D Tax Incentives: Canada and Major Industrial Countries », The Conference Board of Canada.
- WILLIAMSON, W.G. et A.C. LAHMER (1982, 1986, 1992), *Preparing Your Corporate Tax Returns. Canada and Provinces*, CCH Canadian Limited.